

人口流迁

从健康优势到健康劣势： 乡城流动人口中的“流行病学悖论”

李建民 王 婷 孙智帅

【内容摘要】文章利用2014年CLDS数据,运用Logit回归和Fairlie因素分解方法,分析乡城流动人口与城镇居民健康差距的变化趋势及其成因。研究发现:(1)流动具有内生于流动过程的健康损耗效应,存在“流行病学悖论”。流动初期,乡城流动人口的健康状况优于城镇居民,随着时间增加,此优势逐渐消损,直至差于城镇居民。(2)“健康维持因素”和“健康损耗因素”是造成流动人口与城镇居民之间健康差距的重要原因,其中“健康损耗因素”更为显著。构成两个因素的全部变量中,“收入剥夺指数”、“夫妻同住”、“居住环境”及“工作强度”4个变量对健康差距的贡献率位居前四。(3)男女乡城流动人口健康状况的变化趋势与全样本一致,且符合“健康性别悖论”,不同因素对男女健康的影响力不同。

【关键词】乡城流动人口;城镇居民;流行病学悖论;健康维持因素;健康损耗因素

【作者简介】李建民,南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心教授;王婷(通讯作者)、孙智帅,南开大学经济学院博士生。天津:300071

From Health Advantage to Health Disadvantage: The Epidemiological Paradox in Rural Migrants

Li Jianmin Wang Ting Sun Zhishuai

Abstract: Using the data from CLDS, this paper analyzes the changing trend of health gap between rural migrants and urban residents as well as the mechanisms causing this trend in the process of rural-urban migration. By applying the Logit model and Fairlie non-linear decomposition method, we find that: (1) There is a health loss mechanism during the rural-urban migration process in accordance with the “epidemiological paradox”. A transition is observed from health advantage into health disadvantage for rural migrants comparing to urban residents, suggesting that rural-urban migration has a negative impact on the health conditions of rural migrants; (2) The health maintenance factor and the health loss factor are important reasons for the health gap between rural migrants and urban residents, while the health loss factor is more important. Variables such as living environment, individual income deprivation, workload, and living with spouse have great contribution to the health gap; (3) The changing trend of health conditions of male and female rural migrants is consistent with the whole sample. The relationship of the health conditions between male and female rural migrants is in line with the “gender paradox of health”, with differing factors affecting the health conditions of male and female rural migrants.

Keywords: Rural Migrants, Urban Residents, Epidemiological Paradox, Health Maintenance Factor, Health Loss Factor

Authors: Li Jianmin is Professor, School of Economics, Nankai University; Wang Ting and Sun Zhishuai are PhD Students, School of Economics, Nankai University. Email: wangting_xixi@163.com

1 引言

改革开放以来,随着经济增长和社会进步,我国^①居民的健康水平不断提高,据国家统计局公布,2015年人口平均预期寿命已达到76岁。为了进一步促进全民健康水平,党的“十九大”报告提出实施健康中国战略,将国民健康意义提到了新的高度。在我国,流动人口是一个规模庞大的特殊群体,其健康状况不仅直接影响着他们的生活与工作,也直接关系到健康中国战略的成败。《2017年国民经济和社会发展统计公报》显示,我国流动人口达到2.44亿人。相对而言,他们面临着更大的公共卫生风险(牛建林,2013;齐亚强等,2012)。另一方面,许多研究发现我国也存在着“健康移民效应”,年轻健康的人更倾向于流动。那么,我国乡城流动人口健康状况的变化趋势如何?“流行病学悖论”是否存在?乡城流动人口健康状况是否会收敛到城镇居民的健康水平?其中的影响因素是什么?这些是本文力图回答的问题。

2 文献综述

移民者健康状况的研究在国外已取得丰硕成果,大部分研究从国际移民角度出发,发现国际移民存在自选择效应,即健康的人更倾向于迁移,所以移民的健康优于当地居民。这种现象被称为“健康移民效应”(Healthy Migrant Effect)。这种现象最初发现于加拿大,随后发现在美国、澳大利亚,部分欧洲国家也都存在(Findley,1988;McDonald and Kennedy,2004;Newbold,2009)。研究者还发现国际移民的健康状况随迁移年份的增加不断恶化,逐渐收敛到当地居民的健康水平(Dean and Wilson,2010;Newbold,2009)。学者将这种现象称之为“流行病学悖论”(Epidemiological Paradox)。这个假说最初由学者Karno and Edgerton(1969)提出,起初主要指移民具有较低的社会经济地位,他们的健康状况却优于当地居民。后来一些学者发现虽然在移民初期,移民的健康状况优于当地居民,但移民的健康状况随时间推移不断恶化,逐渐与当地居民趋同,学者将上述问题也拓展到“流行病学悖论”中(Lu,2008;Baker et al.,2015)。此外,关于国内移民的研究也发现了“健康移民效应”和“流行病学悖论”的存在(Lu,2010)。

对于“流行病学悖论”,研究者主要从收入水平、生活方式、医疗资源可及性、工作强度、居住环境5个方面予以解释。

(1) 收入水平。收入是健康的重要影响因素,两者之间正相关。收入对健康既有直接影响,又有间接影响,多数学者认为收入对健康的边际效应递减(Benzeval and Judge,2001;Gravelle and Sutton,2009)。另一方面,收入通过影响个体的居住环境、生活方式及医疗资源可支付性等,间接影响健康状况。一般来说,在移民初期,移民的收入水平低于当地居民。随着时间增加,移民收入逐渐提高,部分移民的收入增速快于当地居民(Duleep and Dowhan,2008)。

(2) 生活方式。移民与移入地文化接触形成文化适应过程,导致其生活方式发生改变。Newbold(2009)使用纵向调查数据的研究结果表明,迁入加拿大的许多移民逐渐适应加拿大文化,养成嗜烟、酗酒、久坐等不健康行为,导致健康状况恶化。但Dean和Wilson(2010)采用深度访谈法的研究表明,移民不健康生活方式的养成与其文化适应过程关系不大,主要是由于他们生活水平的提高。还有一些学者认为压力剧增是移民养成不健康生活方式的主要原因(Subedi and Rosenberg,2014)。

(3) 医疗资源可及性。移民由于收入水平及受教育程度低,难以应对繁琐的医疗保险投保及报销程序,或者投保条件要求严苛,造成医疗资源可及性障碍(Birch and Gafni,2005)。

(4) 工作强度及工作环境。在移民初期,移民难以获得“心仪”的职业,只能从事工作强度大、工作环境恶劣的工作,身体负荷过重及精神压力过大对其健康产生不良影响(Houle and Yssaad,2010)。

^① 本文“我国”特指大陆地区(编者注)。

(5) 居住条件。居住条件包括个人(家庭)住房及其所属的社区环境条件,是影响健康的重要社会因素之一,常见的衡量指标有饮用水的安全性、社区环境污染程度、社区废物处理方式等。居住条件差往往是传染病传播和蔓延的“温床”。一般情况下,移民的居住条件差于当地居民(Henriksen and Blom 2009)。

很多学者关注我国流动人口的健康问题。部分学者比较了流动人口与城镇居民的健康状况,发现存在相对健康的人口流入城市的自选择效应,一般来说流动人口比城镇居民更加健康,存在“健康移民效应”(牛建林 2013; 齐亚强等 2012; Lu and Qin 2014)。

一些研究对比了流动人口与城镇居民面临的健康风险差异,证实流动人口面临更突出的健康风险。流动人口作为外来人,在收入方面有明显劣势,导致他们的健康状况差、医疗服务利用率低(纪颖等 2013)。王程强和孙震(2013)使用 2011 年武汉洪山区疾控中心的健康素养监测数据,研究表明流动人口与城镇居民在健康知识知晓率方面差别不大,但流动人口缺乏健康行为和健康的生活方式,“知晓”与“行为”的反差较大。朱莉萍等(2015)调查了大连市 979 名流动人口,得到了相同结论。王桂新等(2011)利用上海 2008 年的抽样调查数据,发现流动人口在居住条件,尤其是住房条件方面差于城镇居民,影响流动人口的健康状况。与城镇居民相比,乡城流动人口的劳动保护不足,超时工作与不良工作环境显著影响他们的健康状况(朱玲 2009)。在我国流动人口中,夫妻分离的比例相对较多。人口流动导致家庭成员分开居住,对流动者身体和心理健康有很大影响(Hu et al. 2008)。

虽然很多研究证实了我国存在“健康移民效应”,不过未能系统分析流动人口与城镇居民健康差距的变化趋势,也未考察我国是否存在“流行病学悖论”。研究者从不同角度验证了我国流动人口较城镇居民存在更高的健康风险,但未将这些因素综合起来,分析各个影响因素对两类人群健康差距的贡献率,识别主要和次要因素。本文在上述文献基础上,研究我国乡城流动人口(下文统一表述为“流动人口”)与城镇居民健康差距的变化趋势,分析各个因素的贡献。

3 研究假设

现有研究表明,健康的农村居民更倾向于流动,且流动人口面临突出的健康风险。此外,收入水平、生活方式、医疗资源可及性、居住环境、工作强度和夫妻同住是影响乡城流动人口健康状况的重要因素。本文将这 6 个方面归总为“健康维持因素”和“健康损耗因素”。“健康维持因素”是指能够延缓健康状况恶化趋势、提高健康水平的因素,主要包括收入水平、医疗资源可及性和夫妻同住。“健康损耗因素”是指易增加健康风险、对长期健康有累积性负面影响的因素,主要包括工作强度和居住环境污染程度。由于生活方式包含很多内容,不同内容与健康状况的关系不同。下文将依据生活方式的内容,将其区分为健康维持和健康损耗因素。本文的研究假设如下:

假设 1: 流动人口在流动初期具有健康优势,其健康状况好于城镇居民;随着时间增加,他们的健康状况不断恶化。

假设 2 “健康维持因素”和“健康损耗因素”对流动人口和城镇居民的健康差距有重要影响,后者的影响更为显著。

4 模型

本文使用 Fairlie 分解方法(1999 2003)考察城镇居民和流动人口健康差距的影响因素及其占比,具体分解方法如下。

城镇居民和流动人口的健康决定方程分别为:

$$Y^u = X^u \hat{\beta}^u + \varepsilon^u \quad (1)$$

$$Y^m = X^m \hat{\beta}^m + \varepsilon^m \quad (2)$$

其中 μ 和 m 分别表示城镇居民和流动人口; Y 表示个体的健康指标, 为二值变量; X 表示特征向量; $\hat{\beta}$ 表示相应的系数估计值。两个群体间的平均健康差异可以表示为:

$$\bar{Y}^u - \bar{Y}^m = \bar{X}^u \hat{\beta}^u - \bar{X}^m \hat{\beta}^m \quad (3)$$

\bar{Y}^u 和 \bar{Y}^m 分别表示城镇居民和流动人口的健康指标平均值, \bar{X}^u 和 \bar{X}^m 为两类群体个体特征的禀赋平均值。(3) 式可以转化为:

$$\bar{Y}^u - \bar{Y}^m = \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^u)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^u)}{N^m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^u)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] \quad (4)$$

$$\bar{Y}^u - \bar{Y}^m = \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^m)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^u)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] \quad (5)$$

其中 N^u 和 N^m 分别为城镇居民和流动人口的样本容量, F 为逻辑分布的累积分布函数。(4) 式和 (5) 式的第一个中括号分别表示以城镇居民和流动人口个体特征回归系数为基准, 可观测被解释变量的不同造成两类群体间的健康差距, 即特征差异; 第二个中括号为不可解释差异, 由于两类群体系数不同而形成的差异, 即系数差异。由于使用不同回归系数会造成差异, 本文使用总样本估计的 $\hat{\beta}^*$ 来避免该问题。

计算得出特征和系数差异的前提条件为 $N^u = N^m$ 。由于本文流动人口的样本量小于城镇居民, 需采用随机方式, 在城镇居民中选取与流动人口样本量等同的子样本, 将该子样本与流动人口的样本进行整合, 并将其根据健康几率进行排序, 按照此排序分解健康差异。由于解释变量的分解顺序不同会影响结果, 使用随机机制来决定解释变量的分解顺序。

5 数据与变量

5.1 数据

本文使用 2014 年由中山大学社会科学调查中心进行的中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamic Survey, CLDS) 的数据。该调查采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法, 样本覆盖 29 个省市 (除港澳台、西藏、海南外), 包含劳动力个体、家庭和社区 3 个层面的追踪和横截面数据, 内容涵盖迁移、教育、工作、健康、社会参与等信息。本文选取 16 ~ 55 岁的城镇居民和乡城流动人口^①作为考察对象, 删除缺失值后, 共得到 2300 个样本。CLDS 为追踪和横截面相结合的数据, 被访者基本情况的访问时间横跨 2009 ~ 2014 年 6 个年份, 大多位于 2014 年。本文在界定被访者年龄、流动特征和收入水平时将考虑这个情况。

5.2 变量

本文将个体自评健康指标作为主观健康状况的代理变量, 主要是由于该指标是反映个体健康状况非常有效的综合性指标, 有较好的信度 (齐亚强 2014; Benjamins et al. 2004)。自评健康对应调查问卷中问题“您认为自己现在的健康状况如何?” 将选项“非常健康、健康”赋值为 0, “一般、比较不健康和非常不健康”赋值为 1^②。

核心解释变量“流动状态”根据被访者的流动经历、户籍登记地和常住地特征进行构建。流动人口即调查时户籍登记地在农村、常住地为城镇且离开农村半年及以上的人口。根据被访者的流动经

① 流动人口指常住地与户籍登记地不同, 离开户籍所在地半年以上的人口。鉴于本文的研究目的, 本文删除城乡流动人口、城城流动人口、农村居民、存在流动经历且已返乡居民的样本。

② 另一种常用的自评健康分类方法为: 将选项“非常健康、健康和一般”赋值为 0, “比较不健康和非常不健康”赋值为 1。本文使用该分类方法对数据进行拟合, 结果与文中的基本结论一致。

历和基本情况访问时间,按照流动持续时间再将流动人口进行分类。由于流动人口与城镇居民的健康差距既可能内生于流动过程,又可能取决于流动经历之外的其他社会经济特征的差异,因此在考察流动特征对个体健康状况的影响时,需要控制外生因素所导致的差别。本文选取性别、年龄等个体基本特征作为被解释变量,选择收入水平、居住环境、生活方式、工作强度、医疗资源可及性、夫妻同住等5个方面的代理变量,并划分为“健康维持因素”和“健康损耗因素”(见表1)。健康维持因素包括经济地位、生活方式(周锻炼身体次数)、夫妻同住、医疗资源可及性。健康损耗因素包括生活方式(吸烟)、居住环境差、工作强度大。

表1 代理变量说明

Table 1 Description of Proxy Variables

		代理变量	代理变量说明
健康维持因素	经济地位	个体收入剥夺指数	[0,1]变量
	生活方式	周锻炼身体次数	连续变量
	夫妻同住	夫妻同住	0 否 1 是
	医疗资源可及性	有医疗保险	0 否 1 是
健康损耗因素	生活方式	吸烟	0 否 1 是
	居住环境	社区环境污染严重	0 否 1 是
		家庭内部脏乱	0 否 1 是
		家庭饮用水不健康	0 否 1 是
	工作强度	工作中需要繁重体力劳动	0 否 1 是
		工作中需要大量脑力劳动	0 否 1 是
月加班小时数		连续变量	

这里有4个问题需要进一步说明:第一,经济地位常用收入、职业和教育来衡量,这些指标中,收入对健康的敏感度最大,这方面的文献十分丰富。大部分文献使用绝对收入水平,这会忽略收入不平等对个体带来的消极影响,也有部分文献使用基尼系数等群体不平等指标,这会使高收入个体和低收入个体忍受相同消极影响,为避免这个问题,本文采用Kakwani指数(1984)^①方法计算“个体收入剥夺指数”来反映微观个体的相对收入水平。考虑到对被访者基本情况的调查时间,我们根据城市居民消费价格指数将被访者总收入转化为按2015年不变价格计算的收入。第二,使用周锻炼次数和吸烟作为生活方式的代理变量,主要是考虑到生活方式的其他代理变量与健康之间的关系尚未有定论,且多重因素影响到它们之间的关系,周锻炼次数、吸烟与健康的关系明确,且这2个变量对个体是否具有健康生活方式有代表性。第三,流动人口在城市的居住状况直接关系到他们未来的健康状况,从社区和家庭环境2个方面选取变量,较为全面地反映了个体的居住环境。“社区环境污染严重”变量是

① Kakwani 给出的个体 y_i 收入剥夺测算公式为:

$$IRD(y_i) = \frac{1}{n\mu_y} \sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i)$$

其中, Y 为一个群, 样本数为 n , 按收入升序排列, 即 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$, 其收入向量为 $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, M_Y 是群 Y 的均值。

通过计算被调查者居住地的空气污染、水污染、噪音污染、土壤污染的平均分得到,分数在 1~2.5 分之间的界定为环境污染严重,赋值为 1,否则为 0。“家庭内部脏乱”变量采用访员打分来定义,从 1~10 分别表示家庭卫生整洁程度从很乱到很整洁,本文将 1~5 分的家庭定义为乱,赋值为 1,6~10 分的家庭赋值为 0。“家庭饮用水不健康”变量是将家庭饮用水闻起来有异味、喝起来有异味、颜色异常、有杂质异物定义为饮用水不健康,赋值为 1,否则为 0。第四,工作强度对健康状况产生直接作用,近些年,“过劳死”的案例频频出现,劳动强度对健康状况的影响不容忽视。“工作中需要繁重体力劳动”、“工作中需要大量脑力劳动”和“月加班小时数”作为工作强度的代理变量。“工作中需要繁重体力劳动”变量通过调查问卷中问题“您在工作过程中,是否需要繁重的体力劳动”将选项“经常”、“有时”归类为需要繁重的体力劳动,赋值为 1,选项“很少”、“从不”赋值为 0。“工作中需要大量脑力劳动”变量采取与体力劳动变量类似的定义方式。“月加班小时数”变量通过调查问卷问题“您上个月共加班多少小时?”来定义,为连续变量。

5.3 变量的描述性统计

样本主要的人口与社会经济特征如表 2 所示,流动人口和城镇居民分别占 34.7% 和 65.3%,乡城流动人口自评健康较差的比例为 35.2%,高于城镇居民(27.0%),流动持续时间少于 3 年的流动人口的自评健康较差占比为 25.5%,低于城镇居民。此外,流动人口的平均年龄比城镇居民小 4 岁左右。

表 2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive Statistics of Variables

变量	乡城流动人口	城镇居民	卡方检验/ <i>t</i> 检验
自评健康较差	0.352	0.270	16.698***
男性	0.508	0.574	9.037***
年龄	39.043	43.468	-11.603***
健康维持因素			
个体收入剥夺指数	0.441	0.393	6.169***
有医疗保险	0.821	0.882	16.227**
夫妻同住	0.894	0.962	42.124***
周锻炼身体次数	0.854	1.621	-7.163***
健康损耗因素			
吸烟	0.307	0.301	0.058
社区环境污染严重	0.270	0.295	16.756***
家庭内部脏乱	0.583	0.297	178.356***
家庭饮用水不健康	0.284	0.174	37.897***
工作中需要繁重体力劳动	0.448	0.322	35.451***
工作中需要大量脑力劳动	0.586	0.746	62.228***
月加班小时数	17.946	8.089	7.724***
样本量(个)	799	1501	2300

注:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,表 3~7 亦同本表。

流动人口的收入剥夺指数大于城镇居民,表明流动人口内部收入差距大。城镇居民年收入对数的均值高于流动人口,后者的年收入均值仅为前者的 80%。流动人口中有医疗保险的比例高于城镇居民,总样本的医疗保险覆盖率达到 86.1%。2016 年,我国城镇居民和职工基本医疗保险的参保率

达到 94.4% , 新型农村合作医疗的参合率达到 99.4%^①。本文采用 2014 年调查数据 , 样本的参保率略低于 2016 年全国数据的参保率。城镇居民中夫妻同住的比例高于流动人口 , 被访者锻炼身体情况在两类人群中差别较大。22.6% 的城镇居民参加体育锻炼 , 流动人口中该比例仅为 10.1%。流动人口中吸烟的比例与城镇居民基本相同 , 流动人口居住地存在严重环境污染的比例略高于城镇居民。流动人口从事繁重体力劳动的人数占比和月平均加班小时数都大于城镇居民。

t 检验或卡方检验结果显示两类群体间存在显著的健康差距且多数变量在两类人群间差异明显 , 需进一步分析该健康差距的影响因素。

6 全样本实证分析

首先进行 Logit 回归 , 之后采用 Fairlie 健康差异分解方法对流动人口和城镇居民的健康差距进行因素分解。

6.1 Logit 回归

对自评健康指标进行 Logit 模型拟合 , 模型 1 仅包括被访者的流动状态 , 模型 2 在模型 1 的基础上控制了被访者的年龄、性别、健康维持因素和健康损耗因素 , 考察控制人口基本特征后 , 内生于人口流动的健康维持因素和健康损耗因素对个体健康状况的潜在影响(见表 3)。2 个模型均表明 , 流动人口中存在“流行病学悖论”。在流动初期 , 流动人口比城镇居民健康; 随着时间推移 , 流动人口的健康状况不断恶化 , 与城镇居民的健康差距不断缩小 , 直至健康状况差于城镇居民 , 支持了假设 1。控制其他变量后 , 流动人口的健康优势愈加明显 , 内生于流动过程所致的健康恶化程度在减弱。2 个模型证实了以往研究中揭示的流动人口比当地居民更健康现象的存在。

流动人口的健康风险随流动持续时间的增加而增加。模型 1 中 , 流动持续时间为 10 年及以上的流动人口 , 其自评健康较差的回归系数大于 1 , 大于城镇居民的回归系数(= 1) , 该类流动人口的自评健康状况差于城镇居民。模型 2 中 , 流动持续时间为 7 年及以上的人口 , 其回归系数已经大于 1。控制其他变量后 , 内生于流动过程引起的健康恶化程度在减弱。

个体收入剥夺指数与健康呈反向关系。由于个体收入剥夺指数与收入负相关 , 个体收入剥夺指数越小 , 收入水平越高 , 而收入水平与健康状况正相关 , 从而“个体收入剥夺指数”变量与健康负相关。

对于“医疗资源可及性”变量 , 有医疗保险的居民 , 其自评健康状况更差。这个结果与其他学者的研究结论相悖。可能是由于有医疗保险的居民 , 及时进行身体检查和疾病救治 , 对自身健康水平的定位偏低。

夫妻同住对自评健康有显著影响 , Logit 回归结果表明夫妻同住对流动人口健康状况的改善作用比城镇居民明显。流动人口面临制度障碍 , 长时间受压抑 , 对夫妻同住的需求更加迫切 , 从而健康的改善作用较城镇居民明显。

经常参加体育锻炼增加居民自评健康的概率 , 符合常识。有吸烟历史的被访者 , 其健康风险显著增加。

居住环境中各种不利因素对个人健康状况存在显著的负面影响。生活环境存在各种污染的被访者 , 自评健康往往更差。家庭内部卫生整洁及饮用水健康可以降低居民自评健康较差的概率。在分析样本中 , 流动人口居住环境中卫生条件差及饮用水不健康的比例高于城镇居民。繁重的体力劳动、大量的脑力劳动以及需要长时间加班显著增加被访者的健康风险。

^① 本数据为作者根据 2017 年《中国卫生和计划生育统计年鉴》整理得出。

表 3 自评健康较差的 Logit 回归结果

Table 3 Logit Regression Analysis of Poor Self-rated Health

	模型 1	模型 2		模型 1	模型 2
流动状态(城镇居民)			健康损耗因素		
流动 1~3 年	0.958 (0.288)	0.784* (0.134)	吸烟		1.298** (0.121)
流动 4~6 年	0.920* (0.047)	0.810 (0.315)	家庭饮用水不健康		1.544*** (0.116)
流动 7~9 年	0.961 (0.231)	1.079* (0.042)	家庭内部脏乱		1.450*** (0.102)
流动 10~13 年	1.368* (0.188)	1.262* (0.134)	社区环境污染严重		1.469*** (0.114)
流动 14~15 年	2.627*** (0.251)	2.392*** (0.278)	工作中需要繁重的体力劳动		1.159 (0.101)
流动 16 年及以上	1.746*** (0.123)	1.284* (0.134)	工作中需要大量的脑力劳动		1.286** (0.111)
年龄		1.036*** (0.006)	月加班小时数		1.006*** (0.001)
男性		0.722** (0.128)			
健康维持因素					
个体收入剥夺		5.862*** (0.298)			
医疗保险		1.311* (0.147)			
夫妻同住		0.663** (0.186)			
周锻炼身体次数		0.997 (0.062)			

注: Logit 回归系数为几率比, 括号内为稳健标准误, 表 5、7 亦同本表。

6.2 Fairlie 健康差异分解

为了进一步探析各因素在流动人口与城镇居民健康差异中的占比情况, 对两群体间的健康差距进行 Fairlie 因素分解, 具体分解结果如表 4 所示。表 4 括号中为变量在自评健康指标下对流动人口与城镇居民健康差异的贡献, 右边的排序是对影响该健康差距变量的贡献度的排名。根据模型 2 的结果, 此处将短期流动人口界定为流动持续时间小于 7 年的流动人口, 长期流动人口界定为流动持续时间大于及等于 7 年的流动人口。以流动人口为基准, 从表 4 可知:

(1) 城镇居民与短期流动人口的健康差距在缩小, 与长期流动人口的健康差距在扩大。进一步验证了流动初期, 流动人口健康状况优于城镇居民, 但其健康状况在不断恶化。

(2) “年龄”变量在模型 3、4 中的系数显著为正。年龄缩小了城镇居民与流动居民的健康差距, 不过城镇居民与短期流动人口健康差距的缩小幅度大于长期流动人口。年龄增加会增加居民自评不健康的概率, 短期流动人口中青年所占比重较大, 这一比重在长期流动人口中较小。

(3) “医疗保险”变量及“生活方式(吸烟)”变量的系数为正, 但不显著。医疗保险增加被访者健康风险, 长期流动人口中医疗保险的覆盖率小于城镇居民, 医疗保险缩小了健康差距。“吸烟”变量缩小健康差距的解释与“医疗保险”变量类似。

表 4 自评健康较差的 Fairlie 健康差异分解

Table 4 Fairlie Non-linear Decomposition of Poor Self-rated Health

	模型 3	模型 4	排序
年龄	0.0532 ^{***} (4.3255)	0.0204 ^{***} (-0.2030)	2
男性	-0.0055 [*] (-0.4472)	-0.0031 (0.0308)	4
健康维持因素	-0.0260 ^{***} (-2.1138)	-0.0146 ^{**} (0.1453)	3
个体收入剥夺	-0.0244 ^{***} (-1.9837)	-0.0163 ^{***} (0.1622)	
医疗保险	0.0022 (0.1789)	0.0037 (-0.0368)	
夫妻同住	-0.0033 [*] (-0.2683)	-0.0024 ^{**} (0.0239)	
生活方式(周锻炼身体次数)	-0.0005 (-0.0407)	0.0004 (-0.0040)	
健康损耗因素	-0.0348 ^{***} (-2.8293)	-0.0377 ^{***} (0.3751)	1
生活方式(吸烟)	0.0018 (0.1463)	0.0014 (-0.0139)	
居住环境	-0.0302 ^{***} (-2.4553)	-0.0343 ^{***} (0.3413)	
工作强度	-0.0064 [*] (-0.5203)	-0.0048 [*] (0.0478)	
特征差异	-0.0131 (-1.0650)	-0.0350 (0.3483)	
系数差异	0.0254 (0.0650)	-0.0655 (0.6517)	
总差异	0.0123 (1.0000)	-0.1005 (1.0000)	

注: 括号中为贡献率; 模型 3 为城镇居民与短期流动人口健康差异分解; 模型 4 为城镇居民与长期流动人口的健康差异分解。

(4) 性别、个体收入剥夺、夫妻同住、居住环境、工作强度显著扩大了城镇居民与流动人口的健康差距。个体收入剥夺指数与收入负相关,与自评健康负相关。模型 4 中收入剥夺变量系数的绝对值小于模型 3,说明随流动时间增加,流动人口收入增幅大于收入不均所致不悦感的增幅。相比于城镇居民,短期流动人口中夫妻同住的比率低,其工作强度大、居住环境差。随着流动持续时间增加,流动人口居住环境并未得到改善,导致其与城镇居民健康差距的扩大幅度在增加,而收入水平获得一定程度的提升,工作强度得到减轻,夫妻同住的比率增加,则降低了健康差距扩大的幅度。

(5) “健康维持因素”的 4 个构成变量中,个体收入剥夺指数对健康差距的贡献最大,在模型 3 中贡献率的绝对值达到 200%,模型 4 中达到 16.3%。相对收入指标对居民健康状况有很大影响,个体收入剥夺指数较大的被访者,收入水平低,无充裕资金负担疾病防御及疾病救治支出,该指数与健康状况呈负相关。对于“夫妻同住”和“医疗保险”变量,2 个变量的贡献率相差不大,但“医疗保险”变量的 Fairlie 因素分解系数不显著。夫妻同住比单独居住者有更大几率形成规律的生活作息及饮食习惯,同时,可以更及时有效地获取配偶支持,其自评健康状况越好。

与“健康维持因素”类似,使用“生活方式(吸烟)”、“居住环境”和“工作强度”构建“健康损耗因

素”的系数及贡献率,“居住环境”和“工作强度”对健康差距的影响很大。“健康损耗因素”的贡献率大于“健康维持因素”,支持了假设 2。所有影响健康差异的变量中,居住环境变量对健康差异的贡献率最大,模型 3、4 中该贡献率分别为 245.5% 和 34.1%。流动人口与城镇居民在居住环境上存在很大差别,饮用水的安全性、居住环境污染程度、家庭内部卫生情况对居民健康状况有累积性的负面影响。工作强度对健康差距的贡献率排序位于前 4,这与我们的经验相一致,乡城流动人口与城镇居民的职业分布差别大,大多数流动人口位于职业底端,从事工作强度大、收入水平低的工作,这类工作对健康状况的影响大。

7 分性别实证分析

男性自评健康较差的概率显著低于女性,学术界称之为“健康的性别悖论”(Gender Paradox of Health, GPH),即女性的平均预期寿命长于男性,但她们的自评健康状况差于男性,健康寿命也短于男性。此外,男性和女性健康状况的影响因素不尽相同,同一因素对两者健康状况的影响程度亦不相同。下文分性别进行 Logit 回归,分析不同流动年份男性和女性的健康状况,分性别研究流动人口的健康状况随流动持续时间的变化趋势,之后采用 Fairlie 健康差异分解方法,分性别对流动人口和城镇居民的健康差异进行因素分解。

7.1 分性别 Logit 回归

表 5 为分性别对自评健康指标进行的 Logit 回归。模型 5、模型 6 分别为对男性、女性拟合的结果。

表 5 自评健康较差的分性别 Logit 回归结果

Table 5 Logit Regression Analysis of Poor Self-rated Health by Sex

	模型 5(男)	模型 6(女)		模型 5(男)	模型 6(女)
流动状态(城镇居民)			夫妻同住	0.845 (0.328)	0.408*** (0.269)
流动 1~3 年	0.896 (0.468)	0.645** (0.214)	锻炼身体	0.975 (0.083)	0.977 (0.096)
流动 4~6 年	0.806* (0.119)	0.853 (0.390)	吸烟	1.209 (0.134)	9.093*** (0.817)
流动 7~9 年	1.044 (0.327)	1.246 (0.435)	家庭饮用水不健康	1.498** (0.159)	1.544** (0.175)
流动 10~13 年	1.655* (0.269)	1.041 (0.300)	家庭内部脏乱	1.516*** (0.137)	1.417** (0.348)
流动 14~15 年	2.502** (0.416)	2.448*** (0.244)	社区环境污染严重	1.401** (0.155)	1.561** (0.169)
流动 16 年及以上	1.329* (0.169)	1.300 (0.265)	工作中需要繁重的体力劳动	1.187 (0.134)	1.400** (0.154)
年龄	1.034*** (0.008)	1.036*** (0.010)	工作中需要大量的脑力劳动	1.375** (0.153)	1.267 (0.166)
个体收入剥夺	7.960*** (0.434)	5.040*** (0.429)	月加班小时数	1.005** (0.002)	1.009*** (0.003)
有医疗保险	1.245 (0.201)	1.477* (0.390)			

(1) 分性别的流动人口健康状况变化趋势与全样本的变化趋势一致。流动过程对男女流动人口健康状况存在损耗机制。流动初期,男女流动人口的健康状况优于对应群体城镇居民的健康状况,且女性流动人口的健康优势大于男性。流动过程中,男女流动人口的健康状况不断恶化,女性流动人口健康状况恶化的幅度大于男性。

(2) “年龄”、“锻炼身体”、“家庭饮用水不健康”、“家庭内部脏乱”、“社区环境污染严重”、“月加班小时数”等6个变量对男女自评健康指标的影响大体相同。与全样本的分析结果一致,“年龄”、“家庭饮用水不健康”、“家庭内部脏乱”、“社区环境污染严重”、“月加班小时数”5个变量的系数均大于1,增加男性和女性的健康风险。锻炼身体可以改善两类人群的健康状况,但该变量不显著。

(3) “个体收入剥夺”、“夫妻同住”、“吸烟”、“工作中需要繁重的体力劳动”、“工作中需要大量的脑力劳动”等5个变量对自评健康状况的影响存在性别差异。个体收入剥夺指数与健康状况呈反向关系,收入不均所致的收入剥夺感对男性的影响大于女性。这种性别差异可能是由于男女在家庭中的分工不同,男性承担“养家糊口”的责任,更易受到剥夺感的影响,心理承受能力较弱,再加上男性大多采用吸烟喝酒的方式缓解压力,多重原因导致该回归结果。夫妻同住可以显著改善女性的自评健康状况,对男性无显著影响。女性的“情感倾诉”需求可能更加强烈,对配偶的需求更大。“吸烟”对女性自评健康状况影响很大。本文的分析样本中,女性吸烟的比例较少,仅占1%左右,但吸烟女性的日吸烟支数大于吸烟男性。由于两性偏好的香烟类型不同,女性嗜烟者摄入尼古丁的含量远高于男性嗜烟者(Zeman et al. 2002)。因此,吸烟行为对女性健康有较大不利影响。“工作中需要繁重的体力劳动”对女性自评健康状况有显著负面影响,对男性的影响不显著。男性和女性在体能上差异明显,女性更加难以承受超负荷的工作强度,繁重的体力劳动对其健康状况影响更大。“工作中需要大量的脑力劳动”对男性健康的负面影响较女性略大,对女性的影响不显著。

7.2 分性别 Fairlie 健康差异分解

分性别对乡城流动人口与城镇居民之间的健康差距进行 Fairlie 因素分解,结果见表6,括号中为变量在自评健康指标下分性别对流动人口与城镇居民健康差异的贡献。根据模型2的结果,此处将短期流动人口界定为流动持续时间小于7年的流动人口,长期流动人口界定为流动持续时间大于等于7年的流动人口。为叙述简便,下文将男性短期流动人口与男性城镇居民之间的关系称为关系1,男性长期流动人口与男性城镇居民之间的关系称为关系2,女性短期流动人口与女性城镇居民之间的关系称为关系3,女性长期流动人口与女性城镇居民之间的关系称为关系4。关系1之间的健康差距称为健康差距1,以相同方式定义健康差距2、健康差距3和健康差距4。模型7、8以男性流动人口为基准,模型9、10以女性流动人口为基准。从表6可知:

(1) 健康差距1在缩小,健康差距2在扩大,女性群体间的健康差距与此趋势一致,符合表5中的回归结果。

(2) 年龄变量在模型7~10中的系数显著为正。年龄显著缩小健康差距1和健康差距2,健康差距1的缩小幅度大于健康差距2,缩小幅度不同是由于男性城镇居民的年龄均值大于男性流动人口,而男性短期流动人口的年龄均值小于男性长期流动人口。年龄变量对女性群体的影响与男性群体大体相同,但模型9中年龄变量的系数小于模型7,主要是由于关系3的年龄均值差距小于关系1,而关系4和关系2之间也存在上述结论。

(3) 健康维持因素显著扩大了健康差距1、3、4,缩小了健康差距2。健康维持因素对健康差距1的影响明显。随着流动持续时间增加,男性流动人口在医疗资源可及性和收入水平上得到提升,夫妻同住的比增加,使得模型8中健康维持因素的系数小于模型7。相对于短期,女性长期流动人口在健康维持因素上同样得到改善,该因素对健康差距的贡献在下降,但改善程度明显小于男性。健康维持因素对健康差距3、4的贡献大于对健康差距1、2的贡献,女性群体间的健康差距比男性更易受到健康维持因素的影响。

健康维持因素包括的4个变量中,“个体收入剥夺指数”变量和“夫妻同住”变量对健康差距的贡献较明显。“个体收入剥夺指数”变量显著扩大了健康差距1、2、3、4,对健康差距1、3的贡献大于健康

差距 2.4, 流动人口的收入水平随流动持续时间的增加得到提高。“夫妻同住”变量显著扩大了女性群体间的健康差距, 对男性群体无显著影响。

表 6 自评健康较差的分性别 Fairlie 健康差异分解

Table 6 Fairlie Non-linear Decomposition of Poor Self-rated Health by Sex

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
年龄	0.0507 ^{***} (2.1125)	0.0232 ^{***} (-0.3061)	0.0483 ^{***} (6.6164)	0.0143 ^{***} (-0.1144)
健康维持因素	-0.0109 ^{***} (-0.4542)	0.0027 ^{***} (-0.0356)	-0.0431 ^{***} (-5.9014)	-0.0301 ^{***} (0.2407)
包括: 个体收入剥夺	-0.0134 ^{***} (-0.5583)	-0.0019 [*] (0.0251)	-0.0268 ^{***} (-3.6712)	-0.0265 ^{***} (0.2120)
有医疗保险	0.0008 (0.0333)	0.0013 (-0.0172)	0.0052 (0.7123)	0.0082 ^{**} (-0.0656)
夫妻同住	0.0025 (0.1042)	0.0041 (-0.0541)	-0.0215 ^{**} (-2.9452)	-0.0118 ^{**} (0.0944)
生活方式(锻炼)	-0.0008 (-0.0333)	-0.0008 (0.0106)	-0.00002 (0.0027)	-0.00001 (-0.0001)
健康损耗因素	-0.0324 ^{***} (-1.3500)	-0.0323 ^{***} (0.4261)	-0.0480 ^{***} (-6.5753)	-0.0626 ^{***} (0.5008)
包括: 生活方式(吸烟)	-0.0029 (-0.1208)	-0.0015 (0.0198)	-0.0017 (-0.2329)	0.0012 (-0.0096)
居住环境	-0.0282 ^{***} (-1.1750)	-0.0299 ^{***} (0.3945)	-0.0322 ^{***} (-4.4110)	-0.0468 ^{***} (0.3744)
工作强度	-0.0013 (-0.0542)	-0.0009 (0.0119)	-0.0141 (-1.9315)	-0.0170 (0.1360)
特征差异	0.0073 (0.3083)	-0.0065 (0.0844)	-0.0425 (-5.8603)	-0.0784 (0.6271)
系数差异	0.0167 (0.6917)	-0.0693 (0.9156)	0.0498 (6.8603)	-0.0466 (0.3729)
总差异	0.0240 (1.0000)	-0.0758 (1.0000)	0.0073 (1.0000)	-0.1250 (1.0000)

注: 模型 7、8、9、10 分别为健康差距 1、2、3、4 的 Fairlie 健康差异分解。

(4) 健康损耗因素对各群体健康差距的影响程度大于健康维持因素, 显著扩大了健康差距 1、2、3、4。考察短期和长期健康损耗因素的系数, 结果显示, 该系数的绝对值在模型 7 与模型 8 中变化不大, 而模型 10 中该系数的绝对值大于模型 9。上述结果表明, 男性流动人口与男性城镇居民在居住环境和居住强度 2 个方面上的差距并未随时间的增加而发生改变, 而女性流动人口与女性城镇居民在居住环境方面的差距在扩大。

8 稳健性检验

自评健康指标具有主观性, 为了克服该问题导致的偏误, 本文进行了 2 种稳健性检验, 一是使用伤病和体重质量指数(BMI) 2 个客观指标替换自评健康指标; 二是运用半参数估计。

使用伤病和体重质量指数不健康作为因变量, 结果如表 7 所示。选取调查问卷中问题“您过去两周是否有伤病?” 的回答定义“伤病”变量, 是赋值为 1, 否为 0。本文通过居民的身高和体重计算得到体重质量指数^①, 依据 BMI 中国参考标准, 将 $18.5 \leq \text{BMI} < 24$ 的个体定义为健康, 赋值为 0; 偏瘦(BMI

① 体重质量指数(BMI) = $\frac{\text{体重(kg)}}{[\text{身高(m)}]^2}$

<18.5) 或偏胖 ($24 \leq \text{BMI}$) 赋值为 1, 定义为不健康。体重质量指数不健康和患伤病的几率在流动人口和城镇居民间的差距缩小, 与自评健康指标得出的结论一致, 支持了假设 1。

本文的样本量随流动时间的延长逐渐减少, 只有少部分样本在城镇“打拼”20 年及以上, 且在城镇生活如此之久的流动人口已与当地居民融为一体, 本文主要关注流动持续年份小于等于 20 年的流动人口健康状况的变化趋势。将农村居民与流动人口的数据进行整合, 界定农村居民的流动持续时间为 0 年, 使用半参数模型, 得到流动持续年份与自评健康间关系的核回归图(见图 1), 横轴代表流动人口的流动持续时间, 纵轴表示自评健康, 灰色区域代表 95% 的置信区间, 原点为自评健康的残差分布。在半参数估计中通过对散点图进行平滑拟合得到黑色拟合线, 可以观察到流动人口的流动持续时间与自评健康之间存在着复杂的非线性关系。在流动初期, 流动人口的自评健康与农村本地居民相比, 无明显变化趋势。随着流动持续时间的增加, 流动人口的健康状况在不断恶化, 在流动 17 年左右时, 其自评健康出现好转。与前文的 Logit 回归结果基本一致, 支持了假设 1。

表 7 客观健康指标的 Logit 回归结果

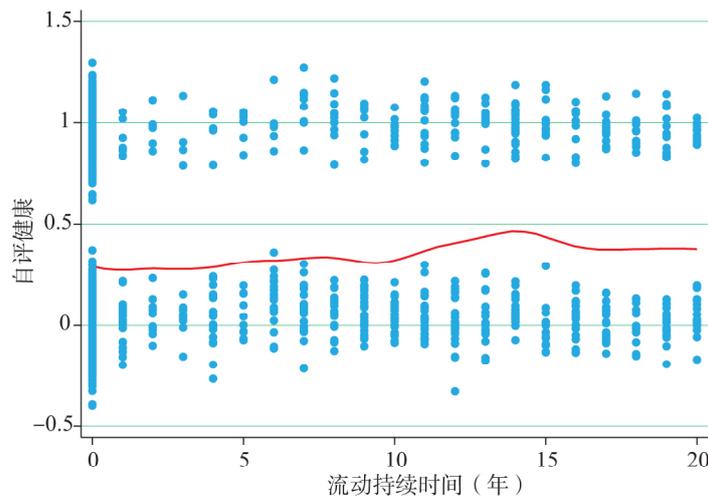
Table 7 Logit Regression Analysis of Objective Health Indicators

	伤病	体重质量指数不健康
流动状态(城镇居民)		
流动 1~3 年	0.878* (0.076)	0.627*** (0.174)
流动 4~6 年	1.003 (0.510)	0.687 (0.283)
流动 7~9 年	1.487* (0.235)	0.698** (0.155)
流动 10~13 年	1.951** (0.329)	0.606*** (0.117)
流动 14~15 年	0.935 (0.515)	0.944 (0.247)
流动 16 年及以上	1.887*** (0.208)	0.707*** (0.089)

注: 表 7 通过控制上文中选取的变量得出, 其余控制变量系数与表 2 结果差距不大。

图 1 核回归图

Figure 1 Kernel Regression



9 总结与讨论

使用 CLDS 数据,通过对比不同流动持续年份的流动人口健康状况的差异,本文考察流动经历对流动人口健康的影响。就本文考察的健康指标而言,乡城流动对流动人口的健康水平有重要影响。主要结论为:

第一,在流动人口中存在着“流行病学悖论”。流动人口的流动经历有内在健康损耗效应,处于流动初期的流动人口健康状况优于城镇居民,随着流动时间的延长,该优势不断减弱,直至差于城镇居民。

第二,内生于流动经历的因素对流动人口健康状况存在影响。“健康损耗因素”是造成乡城流动人口与城镇居民健康差距的最主要原因,尤其是“居住环境”和“工作强度”对自评健康差异的贡献率最大。“健康维持因素”中的“收入剥夺指数”和“夫妻同住”2个变量对健康差距的贡献率最大。

第三,分性别的流动人口健康状况变化趋势与全样本一致。两类人群的健康状况都符合“健康的性别悖论”,但不同影响因素对男女健康状况的影响程度不同。“个体收入剥夺”、“夫妻同住”、“吸烟”、“工作中需要繁重的体力劳动”、“工作中需要大量的脑力劳动”的影响存在性别差异。从流动人口与城镇居民的比较看,“健康维持因素”和“健康损耗因素”对流动人口与城镇居民健康之间的差距有很大贡献。“个体收入剥夺指数”、“夫妻同住”、“工作强度”3个变量的贡献率存在明显的性别差异。

需要进一步指出的是,流动经历对流动人口健康状况具有长期影响,使用横截面数据可能会带来疑问,即可能是由于个体年龄增加而非流动经历导致乡城流动人口健康状况的恶化^①。然而,年龄与健康状况之间呈倒U型关系,年龄带来的健康风险有累积性,一般不会即刻对健康状况产生影响。此外,本文删除了有流动经历且已返乡的样本,但有研究表明,我国乡城人口流动过程中存在“三文鱼效应”,即健康状况明显变差的个体最先返回户籍所在地(牛建林,2013;齐亚强等,2012)。若如此,流动人口健康状况的恶化程度会比本文的研究结论更加显著。

参考文献/References:

- 1 Baker E. H., Rendall M. S. and Weden M. M. 2015. Epidemiological Paradox or Immigrant Vulnerability? Obesity Among Young Children of Immigrants. *Demography* 4: 1295 – 1320.
- 2 Benjamins M. R., Hummer R. A., Eberstein I. W. and Nam C. B. 2004. Self-reported Health and Adult Mortality Risk: An Analysis of Cause-specific Mortality. *Social Science & Medicine* 6: 1297 – 1306.
- 3 Benzeval M. and Judge K. 2001. Income and Health: The Time Dimension. *Social Science & Medicine* 9: 1371 – 1390.
- 4 Birch S. and Gafni A. 2005. Achievements and Challenges of Medicare in Canada: Are We There Yet? Are We on Course? *International Journal of Health Services* 3: 443 – 463.
- 5 Dean J. A. and Wilson K. 2010. “My Health has Improved Because I Always Have Everything I Need Here...”: A Qualitative Exploration of Health Improvement and Decline among Immigrants. *Social Science & Medicine* 8: 1219 – 1228.
- 6 Duleep H. O. and Dowhan D. J. 2008. Research on Immigrant Earnings. *Social Security Bulletin* 1: 31 – 50.
- 7 Fairlie R. W. 1999. The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self Employment. *Journal of Labor Economics* 1: 80 – 108.
- 8 Fairlie R. W. 2003. An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Social Science Electronic Publishing* 30: 305 – 316.
- 9 Findley SE. 1988. The Directionality and Age Selectivity of the Health-Migration Relation: Evidence from Sequences of Disability and Mobility in the United States. *International Migration Review* 3: 4 – 29.
- 10 Gravelle H. and Sutton M. 2009. Income, Relative Income, and Self-reported Health in Britain 1979 – 2000. *Health Economics* 2: 125 – 145.

① 本文使用方差膨胀因子进行多重共线性检验,最大的VIF为1.61,远小于经验规则10,不存在多重共线性。

- 11 Henriksen K. and Blom S. 2009. Living Conditions among Immigrants in Norway 2005/2006. Statistics Norway.
- 12 Houle R. and Yssaad L. 2010. Recognition of Newcomers' Foreign Credentials and Work Experience. Statistics Canada 75: 18 - 33.
- 13 Hu X., Cook S. and Salazar M. A. 2008. Internal Migration and Health in China. Lancet 9651: 1717 - 1719.
- 14 Karno M. and Edgerton R. B. 1969. Perception of Mental Illness in a Mexican-American Community. Arch Gen Psychiatry 2: 233 - 238.
- 15 Kakwani N. 1984. The Relative Deprivation Curve and its Applications. Journal of Business and Economic Statistics 2: 384 - 394.
- 16 Lu Y. 2008. Test of the 'Healthy Migrant Hypothesis': A Longitudinal Analysis of Health Selectivity of Internal Migration in Indonesia. Social Science & Medicine 8: 1331 - 1339.
- 17 Lu Y. 2010. Mental Health and Risk Behaviors of Rural-urban Migrants: Longitudinal Evidence from Indonesia. Population Study 2: 147 - 163.
- 18 Lu Y. and Qin L. 2014. Healthy Migrant and Salmon Bias Hypotheses: A Study of Health and Internal Migration in China. Social Science & Medicine 2: 41 - 48.
- 19 McDonald J. T. and Kennedy S. 2004. Insights into the 'Healthy Immigrant Effect': Health Status and Health Service Use of Immigrants to Canada. Social Science and Medicine 8: 1613 - 1627.
- 20 Newbold B. 2009. The Short-term Health of Canada's New Immigrant Arrivals: Evidence from LSIC. Ethnicity & Health 3: 315 - 336.
- 21 Subedi R. P. and Rosenberg M. W. 2014. Determinants of the Variations in Self-reported Health Status among Recent and More Established Immigrants in Canada. Social Science & Medicine 4: 103 - 110.
- 22 Zeman M. V., Hiraki L. and Sellers E. M. 2002. Gender Differences in Tobacco Smoking: Higher Relative Exposure to Smoke than Nicotine in Women. Womens Health GendBased Med 2: 147 - 153.
- 23 纪颖,袁雁飞,栗潮阳,常春. 流动人口与农村青年人口健康状况及卫生服务利用的比较分析. 人口学刊, 2013; 2: 90 - 96
Ji Ying, Yuan Yanfei, Li Chaoyang and Chang Chun. 2013. Comparative Study on Health Status and Health Services Utilization of Rural-Urban Young Migrants and Rural Youths. Population Journal 2: 90 - 96.
- 24 牛建林. 人口流动对中国城乡居民健康差异的影响. 中国社会科学 2013; 2: 46 - 63
Niu Jianlin. 2013. Migration and Its Impact on the Differences in Health between Rural and Urban Residents in China. Social Sciences in China 2: 46 - 63.
- 25 齐亚强. 自评一般健康的信度和效度分析. 社会, 2014; 6: 196 - 215
Qi Yaqiang. 2014. Reliability and Validity of Self-Rated General Health. Chinese Journal of Sociology 6: 196 - 215.
- 26 齐亚强,牛建林,威廉·梅森,唐纳德·特雷曼. 我国人口流动中的健康选择机制研究. 人口研究 2012; 1: 102 - 112
Qi Yaqiang, Niu Jianlin, William Mason and Donald Treiman. 2012. China's Internal Migration and Health Selection Effect. Population Research 1: 102 - 112.
- 27 王程强,孙震. 武汉市城区常住居民和流动人口健康素养现状比较. 现代预防医学, 2013; 9: 1710 - 1712
Wang Chengqiang and Sun Zhen. 2013. Comparative Analysis of the Status of Health Literacy between Permanent Residents and Internal in Urban Wuhan. Modern Preventive Medicine 9: 1710 - 1712.
- 28 王桂新,苏晓馨,文鸣. 城市外来人口居住条件对其健康影响之考察——以上海为例. 人口研究, 2011; 2: 60 - 72
Wang Guixin, Su Xiaoxin and Wen Ming. 2011. Urban Migrants' Living Conditions and Impact on Health Status: The Case of Shanghai. Population Research 2: 60 - 72.
- 29 朱玲. 农村迁移工人的劳动时间和职业健康. 中国社会科学, 2009; 1: 133 - 149
Zhu Ling. 2009. Working Hours and the Occupational Health of Rural Migrant Workers. Social Sciences in China 1: 133 - 149.
- 30 朱莉萍,王婷,周令,王希晨,陈麒. 大连市 979 名流动人口健康素养调查. 现代预防医学, 2015; 18: 3343 - 3345
Zhu Liping, Wang Ting, Zhou Ling, Wang Xichen and Chen Qi. 2015. Survey and Analysis of the Health Literacy among 979 Migrant Populations in Dalian. Modern Preventive Medicine 18: 3343 - 3345.

(责任编辑: 沈 铭 收稿时间: 2018 - 05)